

货币政策、财政政策对我国投资行为影响的实证分析*

张莹 刘波

内容提要:本文基于新古典主义的投资函数,使用最新的季度数据建立了非限制性的向量自回归模型和向量误差修正模型,对影响我国3种不同类型投资——固定资产投资、房地产建设投资以及外商直接投资的各种因素进行分析,并结合脉冲响应分析对投资行为面对冲击的反应进行了比较。研究表明,这3种投资与重要的货币政策工具利率水平、税率代理指标和国内有效需求之间存在长期稳定关系,但利率和税率对3种投资的影响程度和时滞却都存在差异。因此,国家在使用货币政策以及财政政策对投资行为进行宏观调控时,应充分考虑到这些差异,这样才能更有效地使用政策工具来调节投资,进而达到调控总体经济行为的目的。

关键词:投资 货币政策 财政政策 VAR模型 协整检验

作者简介:张莹,中国社会科学院数量经济与技术经济所博士生,100102;

刘波,中国社会科学院财政与贸易经济研究所助理研究员,100836。

中图分类号:F822.0;F812.0 **文献标识码:**A **文章编号:**1002-8102(2009)05-0018-06

一、引言

自1978年中国开始经济改革以来,国内投资总额一直保持着高速增长的态势。毫无疑问,投资是促进我国经济增长的重要因素之一,针对中国的实际情况,学界已经普遍接受投资能够有效创造国内需求并改善社会基础设施的观点(Chow,1993)。2003年以来,中国经济增长率连续5年超过10%,而在推动经济增长的三驾马车中,拉动我国经济增长的主要动因源自固定资产投资的快速增长。尤其是自20世纪90年代以来,由于我国的居民消费结构正处于结构调整升级之前以储蓄为主要特点的时期,来自国内的需求明显不足,因此固定资产投资的重要性就更加明显。2003—2007年间,我国固定资产投资年增长率一直保持在24%以上;与此同时,这5年间投资总额甚至比此前23年的投资总额还要多。在此期间,固定资产投资的年均增长率也一直保持在两位数的较高水平之上。我国的经济增长情况对投资有着较强的依赖性,投资的扩张可以通过拉动机械、设备、相关建材和一些耐用品的总需求来推动中国经济持续增长,因此投资可以被视为我国经济发展一个非常重要的指向标,经济增长往往会伴随投资的涨跌而涨跌。中国的总投资又可以进一步被划分为国内投资和外商直接投资两大部分,但是相比较国内投资而言,外商投资在总投资中所占比重相对较低。

近年来,国内外并不乏对中国总投资进行探究的各类文献(Chow,1985、1993;Sun,1998;沈利生等,1999;宋海岩,2003;Qin和Song,2003;何新华、秦朵,2004)。Chow(1993年)对中国的资本形成和经济增长之间的关系进行了深入彻底的研究。而Sun则从供给的角度建立起一个投资模型,认为实际投资和人均粮食产量以及人均能源消费间存在相对稳定的协整关系。沈利生等(1999年)使用政府投资、贷款总额和外商直接投资来对国内固定投资进行了回归估计。宋海岩(2003年)等通过建立一个误差修正的动态投资模型从宏观层面上对投资的决定因素进行了研究。而何新华和秦朵根据1994—2001年间的季度数据建立起了一个包括企业投资和政府投资两个行为方程的中国国内总投资模型。

本文的研究目的则主要在于通过实证研究考察货币政策和财政政策对投资的影响情况,根据研究的结论,我们可以对货币政策和财政政策通过影响各种投资,进而影响宏观经济的过程进行一个简要的总结。

* 本文是《加快转变经济发展方式研究》课题阶段性成果之一,同时感谢中国社会科学院数量经济与技术经济所汪同三、李雪松以及张延群老师在写作过程中的指导和意见。当然,一切文责自负。

二、理论回顾及模型基本框架

(一)投资理论回顾

目前存在大量有关总投资的理论模型,比较重要的模型包括加速数模型(Accelerator Model)、现金流模型(Cash Flow Model),托宾的q模型(Tobin's q Model)以及新古典模型(Neoclassical Model),其他模型都是在此基础上的延伸和拓展形式。近年来,大量学者专注于探究投资的动态调整过程。一般而言,多采用两种方法:一种是由 Hendry(1995)率先提出的利用传统的静态模型作为基础,将其作为动态模型中的长期均衡状态,通过经济计量方法对其进行估计,并确定其动态的调整过程。另一种则是根据理性预期假设,在微观经济学的基础上,使用欧拉方程将传统的静态投资模型延展至动态随机模型(可参见 Oliner)。

由于主流的经济学主要发展于西方国家,而在这些国家中,关于企业和投资的现实情况与中国不尽相同,这些经典的理论模型都因为有些假设条件在中国无法得到满足而不适用于中国的实际情况。因此,本文试图综合这些模型,并结合中国的实际情况重点探究宏观政策因素对中国投资的影响。

货币政策对总需求产生影响,进而影响价格和产出的一条途径是通过货币供给的变动对投资支出的影响来实现的。在凯恩斯主义经济学理论的体系中,货币供给的增加对投资的影响主要是通过降低市场利率实现的。而货币主义理论中,除了这种间接的影响以外,货币供给的增加还可能通过直接用货币代替投资商品来直接影响投资支出。两种理论框架中,货币对投资的影响都会通过加速效应不断累积增强。投资的调整又会对总需求产生影响,进而影响产出和价格水平。货币政策的传导途径主要包括“货币渠道”(Money channel)和“信贷渠道”(Credit channel),有关货币传递机制的一些较新研究将货币政策引起投资变化并作用于实体经济的具体途径归纳为如下5条(Mishkin,1998):(1)货币供应↑→利率↓→投资↑→产出↑;(2)货币供应↑→贷款可得性增加↑→贷款↑→投资↑→产出↑;(3)货币供应↑→股票价格↑→q↑→投资↑→产出↑;(4)货币供应↑→股票价格↑→企业净值↑→逆向选择和道德风险↓→贷款↑→投资↑→产出↑;(5)货币供应↑→股票价格↑→企业净值、现金流量、产品销售收入增加↑→逆向选择和道德风险↓→贷款↑→投资↑→产出↑。而在现实中,这5条途径通常是相互影响,共同作用的。除了货币供给对投资的影响以外,扩张性的财政政策除了通过增加财政支出以刺激总产出之外,还会通过提高实际市场利率水平产生“挤出效应”,减少部分私人投资。然而,如果这种扩张性的财政政策能够提高收入,同时投资的加速效应比较强的话,财政政策对投资的这种负面的“挤出”效应影响将会有所缓解。因此,关于扩张性财政政策对投资的影响目前尚无统一的意见。

(二)模型框架

本文的理论模型基于新古典投资模型(Hall 和 Jorgenson,1967)。Hall 和 Jorgenson 所推导的原始模型是建立于一个最优化模型之上的,该模型将意愿资本存量和资本的使用者成本联系在一起,通过资本的使用者成本将资本同利率、税收政策和资本价格相联系起来。在新古典模型中,将资本的使用者成本和期望未来产出水平视作投资决策的主要决定因素。由于资本的使用者成本可以体现政策对投资的影响,因此是我们考察的重点。我们假定在时刻 t 时,投资决策由预期未来产出水平(Y)和资本的使用者成本(c)所决定: $K_t = f(Y_t, c_t)$ (1)

式中的 K_t 为 t 时刻时的资本形成总量。

假定中国企业的进行投资决策的生产函数为 CD 型生产函数, $K_t = \alpha Y_t^a c_t^b u_t$ (2)

其中,式中的 u_t 是所有模型中没有考虑因素的扰动项。

用 I_t 表示在 t 时刻,资本存量累积为 K_t 时的投资流量,则有: $I_t = (K_t - K_{t-1}) + \delta K_{t-1}$ (3)

在新古典经济学的框架中,一般认为资本的使用者成本的决定因素包括使用投资资金的机会成本、资本折旧率、价格水平、资本的收入税率以及搜寻投资资金的成本等。在 2001 年,Romer 曾提出了一个

资本的使用者成本定义,即 $c = \frac{P_t}{P} \frac{(r + \delta - \pi)}{(1 - \tau)}$ (4)

其中 P_t 为资本品价格; P 为产出价格; r 为名义利率; δ 为折旧率; π 为以 P_t 计算得到的通货膨胀率; τ 为税率。本文的实证研究的理论模型基本以 Romer 所给出的这个模型作为基础。式中的利率可以作为投资资金机会成本的一个度量指标;基于中国经济的现实情况以及金融与信贷市场的不完善,搜

寻投资资金的成本也应该是影响资本使用者成本的一个重要因素,但由于难以找到合适的指标对此进行测量,因此在这里并没有将此纳入模型考虑范围之内。由式(4)可知,资本的使用者成本 c 是关于价格水平、真实利率、折旧率和税率的函数。由于货币政策可以通过调整货币供给或直接调整基准利率来影响利率水平,而财政政策则可以影响税率,货币政策和财政政策都能通过影响资本的使用者成本进而对我国的投资情况产生影响。根据新古典经济理论的这个投资模型,我们能够初步探究我国的一些宏观政策将如何决定投资行为。

式(2)和(3)是本文进行计量分析的模型基础,在式(3)左右两侧减去 I_{t-1} ,可以得到

$$\begin{aligned} \Delta I_t &= \Delta K_t + \delta K_{t-1} - I_{t-1} \\ &= \alpha \Delta (Y_t^a c_t^b u_t) - [I_{t-1} - \alpha \delta Y_{t-1}^a c_{t-1}^b u_{t-1}] \end{aligned} \quad (5)$$

可以发现,式(5)正好是误差修正模型形式,那么我们在此就可将后面方括号中的部分视作长期均衡关系的一种形式,并可进一步将其改写为:

$$\ln I_t = b_0 + b_1 \ln Y_t + b_2 \ln c_t + \varepsilon_t \quad (6)$$

式中的 ε_t 表示的是非均衡误差。

根据式(4)可知资本的使用者函数是关于实际利率、税率的函数、折旧率以及价格水平的函数,但是根据新古典经济理论,价格水平是外生给定的,投资决策并不受其影响(Caballero, 1999),所以这里我们并没有将价格水平纳入模型。同时由于我们主要关注的重点是政策因素对投资行为的影响,故在此处将折旧率也从略,因此得到的模型形式如下所示:

$$\ln I_t = \alpha + a \ln Y_t + b \ln r_t + c r_t + \varepsilon_t \quad (7)$$

为了便于估计,本文所使用的经济计量工具是向量自回归模型(Vector Autoregressive Model)。这种模型的分析技术最早是由 Sims 于 1980 年提出的,VAR 模型通常用于相关事件序列系统的预测和分析随机扰动对动态系统的动态影响,并可以避免结构建模方法中需要对系统中每个内生变量滞后值函数建模的问题。因此,在这里我们可利用该模型来分析货币政策和财政政策变量对投资的影响。

VAR 模型是由一组等式方程构成的方程组,方程的每个变量都由其自身的滞后变量和方程组中的其他变量的滞后值决定。根据(7)所建立的 VAR 模型包括 4 个变量:投资 I 、有效需求(产出) Y 、税率 τ 和实际利率 r 。由这 4 个变量构成的 p 阶 VAR 模型(取 p 阶滞后变量)的方程可以表示为:

$$X_t = K + \sum_{i=1}^p \theta_i X_{t-i} + U_t \quad (8)$$

$$\text{其中: } K = \begin{pmatrix} \ln I \\ \ln Y \\ \ln r \\ r \end{pmatrix}, K = \begin{pmatrix} K_1 \\ K_2 \\ K_3 \\ K_4 \end{pmatrix}, \theta_i = \begin{bmatrix} \theta_{11,i} & \theta_{12,i} & \theta_{13,i} & \theta_{14,i} \\ \theta_{21,i} & \theta_{22,i} & \theta_{23,i} & \theta_{24,i} \\ \theta_{31,i} & \theta_{32,i} & \theta_{33,i} & \theta_{34,i} \\ \theta_{41,i} & \theta_{42,i} & \theta_{43,i} & \theta_{44,i} \end{bmatrix}, U_t = \begin{pmatrix} U_{1t} \\ U_{2t} \\ U_{3t} \\ U_{4t} \end{pmatrix}$$

$$U_t \sim N(0, \sigma_t^2)$$

三、实证研究结果

(一)变量选取和数据来源

本文希望通过实证经验数据探究货币和财政政策对投资的影响情况,根据研究的结论,对货币政策和财政政策通过影响投资,进而影响宏观实体经济的过程进行一个简要的总结。但我们在这里并不是以总投资支出为研究对象,而是分开研究货币政策和财政政策会对固定资产投资、房地产建设投资、外

① 由于实际利率可能为负值,在进行实证检验时无法对其求对数值。因此,在模型中取的是其原始值,而式(4)相当于假定资本的使用者成本函数形如 CD 型函数形式,这当然是一个不尽然与事实相符的假设,但是由于本文的主要目的并不是准确估计各系数,而是根据 VAR 模型探究投资对于各变量扰动的响应情况,这样的假设也是可以接受的。

商直接投资这些关键的投资指标产生何种影响,并对这些影响情况进行比较。因此对于式(7)中的 I_t ,在进行实证检验时所使用的数据分别为固定资产投资(FAI)、房地产建设投资($CONS$)和外商直接投资(FDI)指标。根据新古典的投资模型, Y 应该是对投资的有效需求,一般来说可以使用实际GDP数据来表示。

通过税率 τ 可以反映出国家的财政政策,但是我国目前并没有现成的税率季度数据。由于主要是考察对企业投资的影响,这里我们参考何新华和秦朵(2004年)的方法,从国家的财政税收目录中,选取出与企业生产活动相关性比较高的增值税、消费税、营业税和企业所得税,用这些税收的总额除以当年的GDP总额来做为税率变量。

由于在2004年10月之前,我国在长达9年的时间内都并未对存款利率进行过调整,如果采取存款利率作为利率指标,那么在本文的考察样本期内(1998—2007年),得到的模型的拟合程度并不理想。在这里,我们使用我国央行所制定的再贴现率作为利率的一个指标。在式(4)中的资本使用者成本定义中,要将利率减去资本折旧率和通货膨胀率,这里只考察将名义利率减去通货膨胀后的实际贴现率。其中通货膨胀的计算是采用各年的居民消费者价格指数(CPI)季度数据,通过式 $\pi = \frac{P_t}{P_0} - 1$ (9)

计算获得,其中 P_0 和 P_t 分别表示基期和当期的价格指数。

本文所使用的数据是1998—2007年间的季度数据,数据主要来源于各年的《中国统计年鉴》、CCER的色诺芬数据库和中国统计数据应用支持系统。由于目前我国数据收集方式的特殊性,因此部分序列表现出了很强的季节性。但是我国的实际情况——如央行曾采用“上半年收款,下半年放款”这种具有明显人为性质的贷款政策操作方式——决定了投资的季节特性也可能是由政府投资的特点所决定的。可以通过相关的计量软件通过季节调整的方法对这些数据的季节性进行一个初步的调整。除了实际利率变量之外,其他的所有变量都使用其原始值的对数值,并通过价格平减转变为了2000年的不变价水平。

(二)对模型数据的基本分析和平稳性检验

在对VAR模型进行估计之前,首先需要对各变量进行单位根检验。表1列出了对这些变量的时间序列数据进行单位根检验的结果,在进行单位根检验的时候,采取的是传统的增广迪基—福勒(ADF)检验。将表1中列出的单位根检验得到的t统计量同由Engel和Yoo(1987)给出的检验临界值进行比较,可以发现在5%的显著水平之下,这些变量在水平数据时都是非平稳时间序列的。而在一阶差分后,单位根检验的零假设都被拒绝,差分后的数据都是平稳序列。因此所有变量都是一阶单整的。

表1 各变量的单位根检验结果

| 变量 | ADF 统计量 | 5%临界值 | 变量 | ADF 统计量 | 5%临界值 |
|---------------|---------|--------|----------------------|---------|--------|
| $FAI(C,0,5)$ | 0.449 | -2.951 | $DFAI(C,0,1)^{***}$ | -4.576 | -2.943 |
| $CONS(C,0,4)$ | 0.358 | -2.484 | $DCONS(C,T,1)^{***}$ | -6.491 | -3.536 |
| $FDI(C,0,3)$ | -0.169 | -2.946 | $DFDI(C,0,2)^{***}$ | -5.096 | -2.946 |
| $Y(C,0,4)$ | -0.177 | -2.484 | $DY(C,0,1)^{***}$ | -4.358 | -2.943 |
| $\tau(C,0,1)$ | -2.714 | -2.939 | $D\tau(C,0,2)^{***}$ | -4.391 | -2.946 |
| $r(C,0,1)$ | -0.729 | -2.939 | $Dr(C,0,1)^{**}$ | -3.243 | -2.941 |

注:***表示在1%的置信水平下拒绝单位根假设,**表示在5%的置信水平下拒绝单位根假设;在变量后括号中的3个字符分别表示单位根检验中包括截距项、时间趋势项以及所包含的滞后阶数,前两项中0表示不含截距项或时间趋势项;D表示一阶差分后的结果。除利率外,其他变量都是经过价格调整后数据的对数值。

(三)模型设定以及协整关系检验

在确定VAR系统的协整关系之前,需要先估计一个不受限制的VAR模型并确定该模型的合理滞后阶数,由于本模型采取的是季度数据,结合Akaike和Schwarz信息准则,选择模型的滞后阶数为4阶,即 $k=4$ 。对VAR(4)模型进行估计,并检验估计得出的残差,并未发现自相关、非正态分布以及ARCH结构等模型设定错误的问题,因此下面的实证分析将基于这个VAR(4)模型展开。

接着,我们将使用约翰森协整检验来确定3个系统中变量之间协整关系的个数。这里,我们选择的是协整均衡项没有截距项,也没有趋势项的模型形式。对以固定资产投资、房地产建设和外商直接

投资为研究对象的3个向量系统进行检验,具体的迹统计量(*trace statistic*)和最大特征值(*maximum eigenvalue*)和检验结果如表2—表4中所示。

表2 固定资产投资模型的约翰森协整检验结果

| 特征值 | 原假设 | 迹统计量 | 5%临界值 | 结论 | 最大特征值 | 5%临界值 | 结论 |
|-------|----------------|--------|--------|----|--------|--------|----|
| 0.708 | $r=0$ | 64.710 | 47.856 | 拒绝 | 45.554 | 27.584 | 拒绝 |
| 0.293 | $0 < r \leq 1$ | 19.155 | 29.797 | 接受 | 12.865 | 21.132 | 接受 |
| 0.154 | $1 < r \leq 2$ | 6.291 | 15.495 | 接受 | 6.205 | 14.265 | 接受 |
| 0.002 | $2 < r \leq 3$ | 0.086 | 3.841 | 接受 | 0.086 | 3.841 | 接受 |

表3 房地产建设投资模型的约翰森协整检验结果

| 特征值 | 原假设 | 迹统计量 | 5%临界值 | 结论 | 最大特征值 | 5%临界值 | 结论 |
|-------|----------------|--------|--------|----|--------|--------|----|
| 0.617 | $r=0$ | 72.643 | 54.079 | 拒绝 | 35.525 | 28.588 | 拒绝 |
| 0.421 | $0 < r \leq 1$ | 37.117 | 35.193 | 拒绝 | 20.241 | 22.300 | 接受 |
| 0.257 | $1 < r \leq 2$ | 16.877 | 20.262 | 接受 | 10.967 | 15.892 | 接受 |
| 0.148 | $2 < r \leq 3$ | 5.910 | 9.165 | 接受 | 5.910 | 9.165 | 接受 |

表4 外商直接投资模型的约翰森协整检验结果

| 特征值 | 原假设 | 迹统计量 | 5%临界值 | 结论 | 最大特征值 | 5%临界值 | 结论 |
|-------|----------------|--------|--------|----|--------|--------|----|
| 0.687 | $r=0$ | 56.329 | 47.856 | 拒绝 | 35.781 | 30.440 | 拒绝 |
| 0.198 | $0 < r \leq 1$ | 13.510 | 29.797 | 接受 | 15.595 | 24.159 | 接受 |
| 0.132 | $1 < r \leq 2$ | 5.363 | 15.495 | 接受 | 9.618 | 17.797 | 接受 |
| 0.003 | $2 < r \leq 3$ | 0.110 | 3.841 | 接受 | 5.668 | 11.225 | 接受 |

根据检验结果证实,这3个系统内都至少存在一个协整关系。在经过正则化之后,可以得到长期均衡关系和其调整系数分别为:^①

$$\ln FAI = 1.611 \ln GDP - 0.013r + 0.366 \ln r \quad (10)$$

(0.056) (0.007) (0.109)

$$\hat{\alpha}_{FAI} = (-3.665, -0.600, -4.619, -0.461) \quad (11)$$

(0.652) (0.277) (2.320) (0.277)

$$\ln CONS = 1.148 \ln GDP - 0.038r + 1.284 \ln r \quad (12)$$

(0.077) (0.010) (0.149)

$$\hat{\alpha}_{CONS} = (-2.674, -0.982, -5.798, 0.286) \quad (13)$$

(0.646) (0.275) (2.465) (0.319)

$$\ln FDI = 0.522 \ln GDP + 0.020r - 0.249 \ln r \quad (14)$$

(0.088) (0.048) (0.063)

$$\hat{\alpha}_{FDI} = (-1.034, -0.334, 2.858, -0.056) \quad (15)$$

(0.347) (0.274) (1.488) (0.179)

根据协整的定义,式(10)、(12)、(14)式所度量的是各种投资与有效需求、实际利率以及税率水平之间的长期关系。显然,实际需求决定着各种投资水平,但是外商直接投资对实际需求的弹性较小,实际利率对各种投资的影响相对较小,但总体而言,随利率水平的提高,固定资产投资与房地产投资的增长速度将会减缓,但外商直接投资的增长速度反而会加快。同样,税率对国内投资和国外投资的影响也存在较为显著的差异性。根据回归结果,税率水平提高将会导致固定资产投资和房地产投资总量增加,但是却会降低外商直接投资的增长速度。根据经济学理论,如果税收负担增加,企业的投资倾向应该相应受到一定的程度的制约遏制。但是估计结果表明国内投资增速和税率成正相关。一种可能的解释是本

① 估计系数下的括号内标注的数字是其标准差估计量,下同。

文中所使用的税率指标是采取增值税、消费税、营业税和企业所得税占GDP的比例,尽管这可以从一定角度上反映企业所承担的税收负担,但是它的变化趋势并不全然能够完全反映国家财税政策的宏观调控倾向,而伴随投资总量的增加,企业生产能力的增强必然伴随着税收成本的增加,因此这两个变量之间存在正向关系,较为符合现实。

在对投资的诸多影响因素中,利率毫无疑问应该是对其最为重要的一个变量,利率的高低直接关系到企业贷款投资的成本高低而同时央行也可以通过实施各种货币政策有效地对利率进行控制,从而达到其调控投资和总产出的目的。前文在理论回顾中已经提到,利率的提高将会引致投资总额减少,而利率的降低则能有效激发企业的投资热情,因此投资和利率之间应当存在一个负相关的关系,固定资产投资的均衡方程式(10)和房地产建设投资的均衡方程式(12)验证了该点,但在外商直接投资的式(14)中,投资总额却与利率呈现正相关的关系。这可能是由于利率水平的提高会相应增强人民币升值预期,加上国内企业的债券和权益回报率相应提高后会吸引国外资金进入国内投资所致。

再对这3个方程式进行比较,固定资产投资对有效需求的弹性是最大的,而国内有效需求对外商直接投资的影响最小。利率变动给房地产建设投资造成的负面影响要大于固定资产投资。同时根据调整系数可见,在向量误差修正模型的系统内,第一个方程式的调整系数都为负数,这表明当受到冲击导致这些投资总量偏离长期均衡时,它们都能够自发向均衡状态收敛,其中固定资产投资的收敛速度最快,其次是房地产建设投资,而外商直接投资的稳定性最差。

四、结论和政策建议

本文以新古典主义的投资模型为基础,建立了向量误差修正模型来探究影响我国几种投资总额的因素。本文所使用的投资成本变量是由生产函数所引申而来,描述了资本的使用者成本,由于资本的使用者成本中考虑了真实利率和税率等变量,因此政府对投资的宏观调控可以通过该指标传递给投资总额。本文中考虑了3种投资:固定资产投资、房地产建设和外商直接投资。由于资金来源和投资用途的区别,这3种投资呈现出不同的特征。

在本文中所使用的解释变量分别为可以反映总需求的产出水平、可以反映国家财政政策的税率以及可以反映货币政策的真实利率。由于现实条件的约束,文中的税率采用的是用增值税、消费税、营业税和企业所得税的总和除以GDP的一个比值,用其来表示企业所承担的税收情况。而真实利率采用的是再贴现率减去通货膨胀的真实贴现率。根据约翰森协整检验,我们可以判定3个VAR模型组之间都存在协整关系。

税收是财政政策影响总投资的一条有效途径,税收对投资的调节主要是通过财政收入和支出两方面来实现的。在财政收入方面,可以通过减税和税收优惠来提高企业利润,刺激投资。在财政支出方面可以通过政府支出中对基建的投资带动其他投资主体加入,从而实现投资的扩张。但是,财政措施如减税、补贴等政策很难采用时间序列数据来表示,因此本文使用了税率的一种模拟算法。从本文的脉冲响应分析不仅可以看出一个正向的冲击会给3种投资都带来持久的负向影响,而且可以明确地看出,在3种投资中,外商直接投资对税率的变动最为敏感。因此,在对外商直接投资进行调节时,可以考虑采取税收等财政政策来进行。

主要参考文献:

1. Ali, M. M and R. Thalheimer, Stationarity Tests in Time Series Model Building. *Journal of Forecasting*, 3, 1983, pp. 249—257.
2. Charles T. Carlstrom and Timothy S. Fuerst, Investment and interest rate policy: a discrete time analysis. *Journal of Economic Theory*, 123, 2005, pp. 4—9.
3. Hall, R. E., Jorgenson, D. W., Tax policy and investment behavior. *American economic Review*. Vol 57, 1967, pp. 391—414.
4. Hendry, D. F., *Dynamic Econometrics*, Oxford University Press, Oxford, 1995.
5. Romer, David, *Advanced Macroeconomics*, McGraw-Hill Higher Education, 2001.
6. Sun, Laixiang, Estimating Investment Functions based on Cointegration: The Case of China. *Journal of Comparative Economics*, 26, 1998, pp. 175—191.

责任编辑:冷杉